

《經濟成長、所得分配與制度演化》曹添旺、賴景昌、楊建成主編  
中央研究院中山人文社會科學研究所專書(46)，頁 79-107  
民國88年 8月，臺灣，臺北

# 人力資本與經濟成長外生性檢定與 因果分析 —— 以臺灣實證為例\*

莊奕琦、趙振瑛\*\*

## 摘 要

本文根據 Engle、Hendry 與 Richard (1983) 外生性定義，檢測人力資本納入成長迴歸中，是否具外生的特性？同時利用晚近發展的誤差修正模型，檢測人力資本與經濟成長之因果關係。實證研究係以台灣 1952 年至 1995 年資料進行研究，實證結果發現高等教育的人力資本累積對經濟成長具外生的特性。人力資本與經濟成長之間存在長期穩定的共同成長趨勢；高等教育的人力資本累積與經濟成長存在互為因果的雙向關係；而經濟成長對次級教育的人力資本累積則有單向且正面的影響。

關鍵詞：人力資本；經濟成長；外生性；共積；因果關係。

---

\* 本文曾發表於經濟成長、所得分配與制度演化學術研討會，中央研究院中山人文社會科學研究所，民國 86 年 5 月 24 日。作者特別感謝兩位匿名評審的寶貴意見，文中若有任何錯誤，概由作者負責。

\*\* 兩位作者分別為國立政治大學經濟學系教授與景文技術學院財務金融學系助理教授。

## 壹、緒 論

以台灣的經濟條件而言，地小人稠且自然資源匱乏，但卻能在二次大戰後的 40 年間維持穩定而高度的經濟成長率——1952 年至 1995 年每人實質 GDP 平均成長率為 6.7%——，使台灣迅速晉升至新興工業化國家 (NICs) 的行列，更贏得「經濟奇蹟」的美譽。一般認為原因除了實質資本迅速累積與貿易開放程度提高外，教育之普及化與人力資本累積之快速，也是影響經濟成長的重要因素。<sup>1</sup>

人力資本對經濟成長的影響，自 1980 年代中期內生成長理論崛起後，蔚為風潮。理論上 Lucas (1988)、Romer (1990) 首先提出以人力資本累積為長期經濟成長的引擎，且在實證上獲得多數支持。<sup>2</sup> 而人力資本對經濟成長之所以有正面影響，是因為勞工受的教育愈多，則勞動品質愈高，且對於讀、寫、計算、與市場資訊的判斷能力也愈強。因此，他們在經濟活動的選擇上將更具效率；更重要的是，人力資本累積不像實質資本，其知識與經驗的傳遞可以讓經濟體系跳脫規模報酬遞減之鐵率，使經濟長期持續成長。<sup>3</sup>

但經濟成長的結果亦可能間接影響人力資本的累積。<sup>4</sup> Becker、Murphy 與 Tamura (1990) 認為隨著一國的經濟成長和所得提高，婦

---

<sup>1</sup> 參見 Tallman and Wang (1994)、Lee、Liu and Wang (1994, 1995)，與 Wang and Yip (1995)。

<sup>2</sup> 以人力資本做為內生成長引擎之模型，亦可參見 Rebelo (1991)，Grossman and Helpman (1991)，Tran-Nam、Truong and Tu (1995)，Stokey (1996) 等。實證上可參見 Barro (1991)，Mankiw、Romer and Weil (1992)，Levine and Renelt (1992)，Barro and Lee (1993)，Hanson and Magnus (1994)，Bashir and Darrat (1994)，Benhabib and Spiegel (1994)，Gould and Ruffin (1995)，Deininger (1995)，Lee and Lee (1995)，Kim、Lau and Park (1996) 等。

<sup>3</sup> Rebelo (1991) 指出可累積的核心要素 (core inputs) 具有固定規模報酬的特性時，經濟得以長期成長。

<sup>4</sup> 參見 Benhabib and Perli (1994)，Xie (1994)，Bond、Wang and Yip (1996)，與 Mino (1996)。

女勞動參與率增加，生育率下降，因此人力資本的累積由量的增加轉為質的提高，即「經濟成長會促進人力資本累積」的現象。另外，Mincer (1996) 更從經濟發展的觀點，認為經濟發展造成勞動市場對高級人力的需求增加，從而提升人力資本的投資報酬率。<sup>5</sup>

因此，人力資本究竟是單向外生決定經濟成長？抑或是兩者之間為雙向之互動關係？本文將以台灣 1952 年至 1995 年資料進行實證研究，希望藉助晚近發展的計量檢測方法，確實掌握變數間可能的互動關係及其穩定性，以釐清人力資本與經濟成長之關係，相信有助於政府擬定長期經濟發展政策之參考。

本文共分四節，第一節為緒論，說明研究動機與目的；第二節為外生性檢定，目的是檢視人力資本納入成長迴歸中，是否具有外生特性？因為，如果人力資本不具外生性，則以人力資本作為解釋變數，經濟成長作為被解釋變數的迴歸模型，其估計的係數將無法做正確推論；第三節以共積 (cointegration) 檢定與誤差修正因果關係模型，研究人力資本與經濟成長之長、短期關係與因果關係；第四節為結論。

## 貳、外生性檢定

自內生成長理論提出「人力資本為影響經濟成長的重要引擎」後，許多實證研究均以人力資本作為解釋變數，經濟成長作為被解釋變數，以單向關係進行估計，即直接視人力資本為外生變數。但事實上，誠如前節所述，經濟成長亦有可能反饋影響人力資本的累積，因此，本文將首先針對人力資本進行外生性檢定，以檢測成長

---

<sup>5</sup> Mincer (1996) 尚指出經濟成長愈高的國家，婦女的離婚率會增高，但結婚率卻下降，故單親家庭益形普遍。這種現象使得原有的家庭分工遭到破壞，且家庭的穩定性也因而下降，所以可能會造成小孩接受教育的機會減少，即人力資本累積反而出現減少的現象。

迴歸模型之可靠性。而外生性為迴歸模型中解釋變數的重要特性之一，如果解釋變數具有外生性，則迴歸係數可以做正確的推論。<sup>6</sup>

## 2.1 弱外生、強外生與超強外生檢定

令  $y_t$  與  $x_t$  的聯合機率分配為：

$$f(y_t, x_t | \phi_t) = g(y_t | x_t, \phi_{1t}) h(x_t | \phi_{2t}) \quad (1)$$

(1) 式中  $g(y_t | x_t, \phi_{1t})$  為  $y_t$  的條件機率分配， $h(x_t | \phi_{2t})$  為  $x_t$  的機率分配。根據 Engle、Hendry 與 Richard (1983) 定義：(1) 所謂弱外生性 (weak exogeneity)，令  $\beta$  為我們所關心的參數，如果  $\beta$  僅為  $\phi_{1t}$  的函數，與  $h(x_t | \phi_{2t})$  無關 (no loss of information) 時，則  $x_t$  具有弱外生性，也就是任何  $\phi_{2t}$  的資訊都無法推論  $\phi_{1t}$  的估計，即  $x_t$  是由條件機率分配  $g(y_t | x_t, \phi_{1t})$  以外之因素決定的，因此可以利用  $x_t$  直接對  $y_t$  推論 (inference)；(2) 所謂強外生性 (strong exogeneity) 是指除符合弱外生性條件外，且  $x_t$  無法用任何  $y_t$  的落後項解釋時，則  $x_t$  具強外生性；(3) 所謂超強外生性 (super exogeneity) 是指符合弱外生性條件外，且  $\phi_{2t}$  的任何改變並不隱含  $\phi_{1t}$  也會改變時，稱  $x_t$  具有超強外生性。超強外生檢定相當於 Lucas (1976) 的評論 (Lucas's critique)：即當超強外生性不存在時，任何估計結果都無法做政策推論。

首先，考慮兩個隨機變數  $y_t$  與  $x_t$ ，在  $\phi_t$  的條件下， $x_t$  與  $y_t$  為聯合常態分配： $y_t, x_t | \phi_t \sim N(\mu_t, \Sigma_t)$ ，其中  $\phi_t$  為訊息集合 (set of information)，包括的訊息為  $y_{t-1}, x_{t-1}$ ，與其它變數  $z_{t+i}$ ， $i > 0$ ； $\mu_t$  為  $y$  與  $x$  的平均數，分別表示為  $E(y_t) = \mu_t^y$  與  $E(x_t) = \mu_t^x$ ， $\Sigma_t$  為變異矩陣，包括  $y$  的變異  $\sigma_t^{yy}$ ， $x$  的變異  $\sigma_t^{xx}$ ，與共變異數  $\text{cov}(y_t, x_t) =$

<sup>6</sup> 外生性檢定在實證上的意義可以幫助我們檢測迴歸模型之可靠性，有助於預測及做為政策推論的依據。如 Hsiao (1987)，Kwan and Kwok (1995)，Kawn、Cotsomitis and Kwok (1996) 等針對出口做外生性檢定；Fischer (1989, 1993)，Hum and Muscatelli (1992)、Engle and Hendry (1993) 對貨幣函數做外生性檢定；Caporale (1996) 進行薪資方程式的外生性檢定。

$\sigma_t^{yx}$ 。

在給定  $x_t$  下， $y_t$  的條件機率為獨立常態分配，以線性表示為：

$$y_t | x_t, \phi_t \sim N[\delta_t(x_t - \mu_t^x) + \mu_t^y, \omega_t] \quad (2)$$

(2) 式中  $\delta_t = (\sigma_t^{yx} / \sigma_t^{xx})$  為在  $\phi_t$  條件下， $y_t$  對  $x_t$  的迴歸係數， $\omega_t = (\sigma_t^{yy} - \sigma_t^{yx})^2 / \sigma_t^{xx}$ 。將 (2) 式以迴歸表示，且選定迴歸式中的待檢定的外生變數  $x_t$ ，其餘的解釋變數視為向量  $z_t$ ， $z_t$  屬於訊息集合  $\phi_t$ ，則表示為

$$y_t = \beta_t x_t + \alpha z_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

(3) 式的期望值表示為：

$$\mu_t^y = \beta_t(\phi_{2t}) \mu_t^x + \alpha z_t \quad (4)$$

將 (4) 式代入 (2) 式整理為：

$$y_t | x_t, \phi_t \sim N[\beta_t(\phi_{2t}) \mu_t^x + \alpha z_t + (\delta_t - \beta_t(\phi_{2t}))(x_t - \mu_t^x), \omega_t] \quad (5)$$

就 (5) 式而言，(一)、當  $\delta_t = \beta_t(\phi_{2t})$  成立時，表示  $x_t$  具弱外生性；<sup>7</sup>(二)、若  $\delta_t = \delta$ ， $\forall t$  成立時，即迴歸係數具一致性 (constancy)；(三)、若  $\beta_t(\phi_{2t}) = \beta_t$ ， $\forall t$  成立時，即  $\beta$  對  $\phi_{2t}$  改變具不變性 (invariance)；同時符合弱外生與不變性的條件時，則  $x_t$  具超強外生性。茲針對實證上檢定外生性的步驟說明於下：

### 弱外生檢定

步驟 1：將  $x_t$  視為解釋變數，以  $z_t$  及其它可以解釋  $x_t$  或  $x_t$  的落後期等變數形成一向量  $Z_t$ ，共同作為解釋變數。即

$$x_t = \beta Z_t + \varphi_t \quad (6)$$

步驟 2：對 (6) 式進行估計，並將 (6) 式之殘差項  $\hat{\varphi}_t$  加入 (3) 式以作

<sup>7</sup> 此意指  $\mu_t^x$  與  $\sigma_t^{xx}$  不在 (5) 式中。

為額外變數，<sup>8</sup>表示為：

$$y_i = \beta_i x_i + \alpha z_i + \pi_i \hat{\varphi}_i + \mu_i \quad (7)$$

步驟 3：以 Lagrange multiplier 檢定  $x_i$  是否具弱外生性，<sup>9</sup>即以受限迴歸式 (7) 式與 (3) 式的 F 統計量作檢定，當 F 統計量大於顯著水準時，表示拒絕虛無假設  $\pi_i = 0$ ，即  $x_i$  不具弱外生性；否則， $x_i$  具弱外生性。

### 超強外生性檢定

根據 Engle 與 Hendry (1993) 強外生檢定可區分為變異數固定 (constant) 與可變 (varying) 兩種情況。今假設參數  $\beta_i$  受到  $\phi_{2i}$  的影響， $\phi_{2i}$  以  $x_i$  的平均數與變異數表示，即  $\beta(\phi_{2i})$  在  $(\mu_i^x, \sigma_i^{xx})$  做高階的泰勒展開 (Taylor expansion) 表示為：

$$\beta_i(\mu_i^x, \sigma_i^{xx}) \mu_i^x = \beta_0 \mu_i^x + \beta_1 (\mu_i^x)^2 + \beta_2 \sigma_i^{xx} + \beta_3 \mu_i^x \sigma_i^{xx} \quad (8)$$

在給定 (8) 式下，(4) 式可以重寫為：

$$\mu_i^y = \beta_0 \mu_i^x + \alpha z_i + \beta_1 (\mu_i^x)^2 + \beta_2 \sigma_i^{xx} + \beta_3 \mu_i^x \sigma_i^{xx} \quad (9)$$

將 (9) 代入 (2) 式即可得：

$$y_i | x_i, \phi_i \sim N[\beta_0 \mu_i^x + \alpha z_i + (\delta_i - \beta_0)(x_i - \mu_i^x) + \beta_1 (\mu_i^x)^2 + \beta_2 \sigma_i^{xx} + \beta_3 \mu_i^x \sigma_i^{xx}, \omega_i] \quad (10)$$

(10) 式可以做為超強外生檢定，並可區分  $\sum_i$  為固定與變動兩種。

(一)、當  $\sum_i$  為固定時，其中又可分為兩種情況，第一是當  $\beta_i = 0$ ， $i = 1, 2, 3$  時，即回到弱外生性檢定；第二是當  $\beta_i \neq 0$ ， $i = 1, 2, 3$  時，(10) 式可以  $\hat{\varphi}_i$ 、 $\hat{\varphi}_i^2$  代替  $x_i$  與  $x_i^2$ ，並簡化為：

<sup>8</sup>  $x_i - \hat{\beta} z_i = x_i - \hat{x}_i = \hat{\varphi}_i$ 。

<sup>9</sup> 參見 Wu (1973)，Hausman (1978)，與 Engle (1982)。

$$y_i = \beta_0 x_i + \alpha z_i + \pi_1 \hat{\varphi}_i + \pi_2 \hat{\varphi}_i^2 + v_i \quad (11)$$

檢定 (11) 式當接受虛無假設  $\pi_1 = \pi_2 = 0$  時，則  $x_i$  具超強外生性；反之， $x_i$  不具超強外生性。

(二)、當  $\sum_i$  為可變時，我們將  $(\sigma_i^{yx} / \sigma_i^{xx})$  以線性方式展開表示為：

$$(\sigma_i^{yx} / \sigma_i^{xx}) = \delta_i = \delta_0 + \delta_1 \sigma_i^{xx} \quad (12)$$

將 (12) 式代入 (10) 式整理得到：

$$y_i = \beta_0 x_i + \alpha z_i + (\delta_0 - \beta_0) \hat{\varphi}_i + \delta_1 \sigma_i^{xx} \hat{\varphi}_i + \beta_1 x_i^2 + \beta_2 \sigma_i^{xx} + \beta_3 x_i \sigma_i^{xx} + \varepsilon_i \quad (13)$$

(13) 式即  $\sum_i$  為可變時之超強外生檢定模型，當虛無假設為  $\delta_0 = \beta_0$  (符合弱外生的條件) 與  $\delta_1 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$  同時成立，則  $x_i$  對  $y_i$  具超強外生性。

準此，在進行超強外生檢定時，需先對迴歸殘差項進行變異數齊一性 (homoscedastic) 檢定。本文以 White (1980) 統計量與 ARCH (Auto Regression Conditional Heteroscedasticity) 統計量共同檢定迴歸模型變異數之齊一性假說，以決定實證的迴歸模型。

## 2.2 資料說明

本文以台灣 1952 至 1995 年資料進行實證研究，主要變數包括經濟成長率 ( $\Delta y$ ) 以國內生產毛額成長率代表，資料取自「中華民國台灣地區國民所得」；勞動成長率 ( $\Delta \text{lab}$ ) 以就業人數成長率表示，資料取自「人力資源統計年報」；實質資本以投資佔產出的比例表示 ( $i/y$ )，資料取自「中華民國台灣地區國民所得」；<sup>10</sup>貿易以貿易的政策變動作為代理變數，由於 1961 年以後政府貿易政策明顯由進口替代走向出口擴張，故貿易的代理變數係以虛擬變數 DT 代表，

<sup>10</sup> 由於實質資本不易衡量，故通常採投資佔 GDP 的比例代替，如參見 Barro (1991) 與 Levine and Renelt (1992)。

當  $t \leq 1961$  時，則  $DT = 0$ ；否則  $DT = 1$ ；<sup>11</sup>另外，人力資本以三種代理變數表示：(1) 15 歲以上人口中受次級教育以上的人數比例 ( $hc_1$ )，(2) 15 歲以上人口中受高等教育以上的人數比例 ( $hc_2$ )，(3) 15 歲以上人口中受次級教育的人數比例 ( $hc_3$ )，人力資本資料皆取自「教育統計年報」；<sup>12</sup>工業化程度 (IND) 以製造業部門產出相對於農業部門產出的比例作為代理變數。關於本文資料之基本統計特性請參閱 [附錄一]。

### 2.3 實證結果

本小節針對人力資本做外生性檢定。首先，依據一般成長迴歸模型設定影響經濟成長的變數為勞動成長率與投資佔國民生產毛額比例外；另外加入人力資本的變動 ( $\Delta hc$ ) 與貿易兩變數。<sup>13</sup> [表 1-1] 結果發現，除  $\Delta hc_2$  對經濟成長有正面影響外， $\Delta hc_1$  與  $\Delta hc_3$  對經

<sup>11</sup> 貿易的虛擬變數 (DT) 以 1961 年為分界，主要是根據貿易政策的轉變。臺灣開放貿易起於 1960 年代初期，而研究臺灣經濟發展的學者在不同研究文獻中大致均認同起始年在 1961-1963 年間，參見 Yu (1988) 和 Chou (1985)，而本文採 1961 年，和其他相關研究的文獻一致，參見 Nolan (1990) 與 Kwan、Cotsomitis and Kwok (1996)。

<sup>12</sup> Becker (1964) 定義人力資本累積包括學校教育、非正式教育 (如在職訓練 (on-the-job training) 與推廣教育等) 與醫療衛生條件等。其中，學校教育為正規教育，因此資料的處理較容易量化，而工作經驗或在職訓練等資料，在收集上則較困難，也因如此，一般總體研究所使用的人力資本指標均以學校教育為主要指標。惟需說明的是，由勞動經濟學的分析可知，受教育程度愈高或技術性勞工，其接受在職訓練機會會比低教育程度或非技術工人為高，因此，兩者之間應存在正相關性，準此，本文雖僅以學校教育作為衡量人力資本的唯一指標，但應不致有太大的偏誤產生。另外，本文所使用的人力資本代理變數與 Mankiw、Romer and Weil (1992) 以達工作年齡的人口中受次等教育的比例作為人力資本指標，及 Lee、Liu and Wang (1994) 以受高等教育佔六歲以上人口的比例作為人力資本指標是相類似的。

<sup>13</sup> 本文實證變數為水準值或是差分値，是經過單根檢定與配合經濟含意共同決定，在經濟意義上，目前文獻的成長迴歸式，均採類似本文 [表 1-1] 與 [表 1-2] 的迴歸式。另外，貿易開放程度愈大，則知識的外溢效果也愈強，可以促進長期經濟成長，如 Grossman and Helpman (1991)，Young (1991)，Stokey (1991、1996)，Gould and Ruffin (1995)，與 Chuang (1997) 等均有論點支持。



濟成長的影響都不顯著。因此，本文僅就受高等教育佔 15 歲以上的人口比例做外生性檢定。

[表 1-1] 人力資本對經濟成長的影響(1952-1995)

	$\Delta y$	$\Delta y$	$\Delta y$
C	0.07(5.90)***	0.08(6.17)***	0.07(2.57)***
$\Delta lab$	0.92(4.00)**	0.69(4.17)***	0.92(3.95)***
$i/y$	-0.25(2.58)**	-0.30(2.93)	-0.22(2.39)***
$\Delta hc_1$	0.51(1.20)	--	--
$\Delta hc_2$	--	2.03(1.78)*	--
$\Delta hc_3$	--	--	0.46(0.77)
DT	0.03(2.17)**	0.03(2.38)**	0.03(2.08)**
$\bar{R}^2$	0.34	0.37	0.32
DW 統計量	1.69	1.70	1.73
White 統計量	12.21	16.32	8.89
ARCH (1) 統計量	0.82	0.78	0.74
樣本數	43	43	13

註 1：括號內為 t 值。

註 2：\*、\*\*、\*\*\* 分別表示在 10%、5%、1% 統計水準下顯著。

第二階段係估計以人力資本作為被解釋變數之迴歸，令人力資本受勞動、實質資本、與貿易影響外，工業化程度也是影響人力資本累積的重要因素之一，工業化的結果造成對技術性勞動力的需求上升，進而使人力資本累積上升。而在估計人力資本迴歸式的同時，需對其殘差項進行變異數齊一性檢定，檢定結果參見[表 1-2]， $\Delta hc_2$

迴歸之 White 統計量與 ARCH 統計量均無法拒絕變異數為齊一性的假設，因此，本文在變異數為固定的假設下，進行超強外生檢定。

[表 1-2] 人力資本 ( $hc_2$ ) 的外生性檢定

	$\Delta y$	$\Delta hc_2$	$\Delta y$ (弱外生)	$\Delta y$ (超強外生)
C	0.08(6.17)***	-0.002(1.34)	0.07(3.12)***	0.06(2.82)***
$\Delta lab$	0.94(4.17)***	0.019(0.34)	0.94(4.11)***	0.95(4.24)***
$i/y$	-0.30(2.93)*	0.03(2.23)*	-0.26(0.96)	-0.08(0.26)
$\Delta hc_2$	2.03(91.78)**	--	1.34(0.25)	-1.83(0.32)
IND	--	0.0003(1.34)	--	--
DT	0.03(2.38)**	-0.002(0.99)	0.02(1.81)*	0.02(1.59)
$\phi$	--	--	0.72(0.13)	3.43(0.600)
$\hat{\phi}^2$	--	--	--	-600.75(1.61)
F 統計量	--	--	F(1,37)=0.02	F(2,36)=1.30
DW 統計量	1.73	2.57	1.71	1.90
White 統計量	16.32*	18.54	25.39	29.78
ARCH(1)統計量	0.78	60	0.52	0.75
$\bar{R}^2$	0.37	0.34	0.35	0.38

註 1：同[表 1-1]說明。

註 2：針對  $hc_2$  迴歸式的殘差項進行檢定，ARCH (2) = 2.45 與 ARCH (3) = 2.53，均無法拒絕變異數齊一的虛無假設。

首先，進行弱外生性檢定，對 (7) 式之迴歸進行估計，結果參見 [表 1-2]，F 統計值為 0.02，未通過顯著水準，因此  $hc_2$  對經濟成長具有弱外生性。超強外生性檢定結果，由於人力資本迴歸式之殘差項符合變異數齊一性的假設，因此，針對 (11) 式進行檢定，結果發現 F 統計值為 1.30，也未通過顯著水準，故  $hc_2$  對經濟成長亦具超強外生性。準此，過去僅以單向的關係進行人力資本與經濟成長的分析，即以人力資本作為解釋變數，經濟成長作為被解釋變數，所估計出的迴歸係數，可以做為初步的政策推論，惟僅較限於高等教育之人力而言。

由本節外生性檢定得知，次等教育或次等教育以上的人力資本累積對經濟成長的影響並不顯著，惟高等教育的人力資本累積對產出始有正面而顯著的影響，且具外生的特性，故在教育發展的政策上應以高等教育做為人力發展改善之首要。準此，如能更進一步釐清經濟成長與人力資本的長、短期關係，相信將有助於未來研究人力資本與經濟成長課題之參考，故本文將針對產出與人力資本做共積檢定與因果關係分析。

## 參、因果關係分析

### 3.1 單根、共積、與誤差修正因果檢定

本節針對人力資本與產出進行共積與因果檢定，目的是為了進一步探討人力資本與產出兩者之間是否具有長期的穩定均衡與因果關係。首先，檢定變數是否為恆定 (stationary) 序列。<sup>14</sup>本文採 ADF (Augmented Dickey Fuller)，WS (Weighted Symmetric)與 PP (Phillips-

---

<sup>14</sup> Granger and Newbold (1974) 與 Dickey and Fuller (1979) 提出由於對非恆定的變數進行迴歸估計，可能產生模型的解釋能力很高，但變數的自我相關程度也很高的虛假迴歸 (spurious regression) 問題，因此，我們在進行迴歸估計之前，應先對變數做恆定檢定。

Perron) 三種統計量，共同檢定時間序列變數是否為恆定序列。以 Dickey and Fuller (1979) 的 ADF 方法為例，<sup>15</sup>先將觀察值  $X_t$  進行以下的迴歸估計：

$$\Delta X_t = \alpha + \gamma t + \beta X_{t-1} + \sum_{i=1}^n \phi_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (14)$$

其中， $t$  為時間趨勢項， $n$  為落後期數， $\Delta$  代表一階差分。(14) 式的型式是否加入時間趨勢項與落後期數的選定，必須先經過認定。本文係以  $t$  統計量判斷是否加時間趨勢項；以 AIC 準則(Akaike's information criterion) 選擇最適落後期數。

單根檢定的虛無假設為 $\beta=0$ ，對立假設為 $\beta \neq 0$ ，如果 ADF 統計量未通過統計檢定的顯著水準，表示  $X_t$  具有單根 (unit root)，為一非恆定的隨機漫步序列 (random walk)；反之， $X_t$  為恆定序列。當變數被檢定為非恆定序列時，必須對這些變數做差分的處理，直到恆定為止。

其次，進一步檢定恆定變數間之共積 (Cointegration) 關係。依 Johansen-Juselius (1990) 與 Johansen (1991) 的分析可以表示如下：

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta_1 Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta_2 Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta_{k-1} Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-1} + \mu_t \quad (15)$$

(15) 式中  $\Delta Z_t$  為  $p \times 1$  維的向量，表示欲檢定的變數序列， $\Pi$  可表示  $\alpha \beta$ ，其中， $\beta$  為共積向量， $\alpha$  為調整速度， $\mu_t$  為一不具自我相關且為一常態分配的隨機干擾項。根據 Johansen 之最大概似法，可由  $\Pi$  矩陣 ( $p \times p$ ) 之特性根推導共積向量，並將其標準化，得到變數之間的長期關係。

首先，決定共積模型。共積模型的決定包括常數項、時間趨勢與落後期數的選定，其中模型是否要有常數項或時間趨勢，本文係根據 Pantula (1989) 循序檢定與跡統計量 (trace statistic) 共同決定；<sup>16</sup>

<sup>15</sup> 有關 PP 與 WS 檢定請分別參考 Phillips and Perron (1988) 與 Pantula et. al (1994)。

<sup>16</sup> 本文係根據 Johansen (1992) 所建議使用的 Pantula 循序原則與跡統計值決定。

而落後項  $k$  的選定，對估計結果也甚為敏感，故本文係以 Sims (1980) 的概似比檢定<sup>17</sup>與 Akaike 的 FPE (final prediction error) 決定最適落後階數，建立共積 VAR 模型。<sup>18</sup>其方法為設定最大落後期數為 8 期，分別經過 8 期與 7 至 1 期概似比 ( $\chi^2$  分配) 的顯著水準做比較，當顯著水準足以拒絕虛無假設時，做為可能存在不同模型的選擇，再配合最小 FPE 準則選定最適模型。

其次，以 Johansen (1988) 之最大概似估計跡檢定 (trace test) 判斷變數之間是否存在共積向量與其個數，其方法說明如下：

$H_0: \gamma \leq p$ ；有  $\gamma$  組共積關係，

$H_1: \gamma = p$

其概似比檢定統計量為：

$$LR = -2\ln Q(H_0 / H_1) = -T \sum_{t=\gamma+1}^p \ln(1 - \lambda_t)$$

其中， $p$  為變數的個數， $\gamma$  為共積關係的個數。虛無假設表示體

共積模型可區分為 5 種型態，模型 1 為無時間趨勢也無常數項，且各係數皆為零；模型 2 為共積關係中有常數項；模型 3 為有共積關係外，有常數項 (確定項)；模型 4 為共積關係中有時間趨勢項；模型 5 為 (15) 式之  $Z_t$  在差分之前具有二次時間趨勢 (quadratic trends)。其中，模型 1 與模型 5 並不適合本文研究。選取的方式說明於下：令共積模型  $M_{ij}$ ，其中  $i$  為 rank ( $i=0,1$ )， $j$  為模型 ( $j=1-5$ )，當  $M_{01}$  與 Johansen 與 Nielsen (1993) 的模擬分配表之 90% 的臨界值比較，如果拒絕 90% 之臨界水準，則繼續找  $M_{02}$ ，一直到  $M_{ij}$  無法拒絕  $H_0$  為止，即為我們所選定的模型。

<sup>17</sup> Sims (1980) 概似比檢公式為  $(T-C) (\log |\sum_r| - \log |\sum_\mu|)$ ，其中， $\sum_r$  為限制下的殘差共變異矩陣， $\sum_\mu$  為未受限制下的殘差共變異矩陣， $T$  為觀察值個數， $C$  為未受限制的最大落後期乘以每條方程式之變數個數。設定最大落後期數  $T$  期，再以  $T$  期與  $(T-1)$  至 1 期的概似比做比較，以顯著水準做為選擇的標準。

<sup>18</sup> 本文均會針對選取的模型進行殘差項檢定，因為落後期數太短時，可能會產生殘差項有自我相關的情形，造成統計量的漸近分配含攙雜參數，無法得到準確的檢定臨界值，而落後期數太長時，則估計又會缺乏效率。

系有  $(p-\gamma)$  個單根，因此，假設體系共有  $p$  個單根即  $(\gamma=0)$ ，拒絕  $H_0$  表示有一個共積關係，然後再繼續檢定  $p-1$  個單根，拒絕  $H_0$  表示有兩個共積關係，同上述說明，一直檢定到無法拒絕  $H_0$  為止。

若變數間存在共積，Engle 與 Granger (1987) 指出傳統的因果檢定將不適用，而必須再加上誤差修正調整項 (error correction term)，即時間序列變數經過定態調整後 (如差分處理)，若以 OLS 進行估計，將使資料的長期訊息消失。因此，通常會透過誤差修正調整項將喪失的長期訊息找回。加入誤差修正調整項的 VECM 模型表示為：<sup>19</sup>

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^j \alpha_{1i} \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta hc_{t-i} + c_0 \text{ECM}_{t-1} \quad (16)$$

$$\Delta hc_t = \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta hc_{t-1} + \sum_{i=1}^q \beta_{2i} \Delta y_{t-i} + c_1 \text{ECM}'_{t-1} \quad (17)$$

(16)、(17) 式中的  $\text{ECM}_{t-1}$  與  $\text{ECM}'_{t-1}$  分別為共積向量  $y_t = a + bhc_t$  與  $hc_t = c + dy_t$  之殘差落後項，參數  $b$  與  $d$  表示兩變數的長期關係。估計結果如果任何  $\alpha_{2i} \neq 0$  時，即表示人力資本的累積會影響經濟成長；如果任何  $\beta_{2i} \neq 0$  時，即表示經濟成長會影響人力資本的累積。

### 3.2 實證結果

首先，以 ADF、PP、與 WS 三種統計量檢定時間數列資料的恆定性，結果參見 [表 2]。產出與人力資本皆存在單根，表示為非恆定序列，故必須採一次差分將其恆定之。且由 [表 2] 可知，產出與人力資本經一次差分後，皆呈恆定序列。

其次，針對兩個具單根的變數進行共積檢定。首先根據 Pantula 循序檢定選定共積模型的型式，結果參見 [表 3]， $hc_t$  與  $y_t$  適用模型

<sup>19</sup> 本文的誤差修正模型是透過共積關係之 VAR 模型，即加入誤差調整項所形成之 VECM 模型。惟由於其解釋變數均相同，因此本文聯立估計方法與 Engle and Granger (1987) 以 OLS 單一條估計的方法，估計結果將相同。

3，即共積關係以外，有確定項； $hc_2$  與  $y$  適用模型 4，即有線性之時間趨勢項在共積關係中； $hc_3$  與  $y$  本應選擇模型 1，但因模型 1 設所有係數皆為 0，故不適合本文的討論，因此依循序原則選擇模型 2，即共積關係中有常數項。另外，三個模型之最適落後期數均為 1 期，並以 Johansen (1988) 的最大概似估計之跡檢定共積關係，實證結果參見 [表 4]。我們發現三種人力資本指標都與產出存在共積關係，也就是人力資本與產出之間具有長期穩定的共同成長關係，且模型中殘差項自我相關的檢定，以 L-B 檢定或是 LM 的統計檢定量，在 5% 的顯著水準下，共積模型大致可通過無自我相關的假設檢定，參見 [表 5]。

[表 2] 單根檢定結果

統計量	ADF	PP	WS
水準值			
$y$	-0.65	-0.17	-0.75
$Hc_1$	-2.30	-3.31	-0.01
$Hc_2$	-0.71	-0.74	0.43
$Hc_3$	-2.52	-5.40	-0.42
一次差分			
$y$	2.39**	-20.47***	-2.72**
$Hc_1$	-3.47**	-51.43***	-3.74**
$Hc_2$	-3.84**	-45.99***	-4.09**
$Hc_3$	-2.95**	-51.66***	-3.17**

註 1：同 [表 1-1] 說明。

註 2：落後期數以 AIC 做為選取標準。

註 3：除  $y$  沒有時間趨勢項外，其它變數皆有時間趨勢與截距項。

[表 3] Pantula 循序檢定的結果

	p-r	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
hc <sub>1</sub>	2	110.05*	44.54*	22.91*	31.47*	21.22*
	1	6.23*	8.55*	<b>2.31</b>	8.23	8.09
hc <sub>2</sub>	2	120.99*	41.40*	21.55*	30.84*	14.05*
	1	17.46	12.52*	3.24*	<b>9.69</b>	2.46
hc <sub>3</sub>	2	105.30*	41.80*	20.29*	28.39*	24.38*
	1	1.87	<b>6.77</b>	1.36	6.23	5.90

註 1：臨界值參考 Johansen and Nielsen (1993) 的模擬分配表。

註 2：模型 1 至 3 的說明參見內文附註 16。

註 3：數值下方劃線的為本文所選取的模型。

[表 4] 共積檢定 - Johansen 最大概似跡檢定

	虛無假設	對立假設	跡統計量	落後期數	特性根
y、hc <sub>1</sub>	$\gamma=0$	$\gamma \leq 1$	22.90(13.1)*	1	0.39
	$\gamma \leq 1$	$\gamma=2$	2.30(2.71)		0.05
y、hc <sub>2</sub>	$\gamma=0$	$\gamma \geq 1$	30.84(22.76)*	1	0.40
	$\gamma \leq 1$	$\gamma=2$	9.69(10.49)		0.21
y、hc <sub>3</sub>	$\gamma=0$	$\gamma \geq 1$	41.80(17.8)*	1	0.57
	$\gamma \leq 1$	$\gamma=2$	6.77(7.50)		0.15

註 1：括號中為 90% 臨界值，\* 表示在 10% 的統計水準下為顯著。



[表 5] 殘差項之自我相關檢定

共積模型	Ljung-Box 統計量	LM(1)統計量	LM(4)統計量
y 與 hc <sub>1</sub>	55.55(0.01)	7.59(0.11)	7.14(0.13)
y 與 hc <sub>2</sub>	46.07(0.08)	4.38(0.36)	10.31(0.04)
y 與 hc <sub>3</sub>	55.48(0.01)	4.56(0.34)	8.14(0.09)

註 1：括號中為 P 值。

由於，人力資本與產出皆具單根，且人力資本在本文的三種定義下，與產出皆間存在共積關係，因此，將共積模型加入誤差修正項，以 VECM 進行因果關係檢定，估計結果如下：

$$\begin{bmatrix} Dy_t \\ Dhc_{1,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.294 \\ -26.71 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.200 & -0.002 \\ -9.277 & -0.239 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Dy_{t-1} \\ Dhc_{1,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.013 & 0.001 \\ 2.349 & -0.149 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ hc_{1,t-1} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} Dy_t \\ Dhc_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 2.062 \\ -15.936 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.262 & -0.004 \\ -1.417 & -0.236 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Dy_{t-1} \\ Dhc_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.032 & -0.000 & 0.003 \\ 2.086 & 0.027 & -0.169 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ hc_{2,t-1} \\ Trend \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} Dy_t \\ Dhc_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.218 & -0.001 \\ -8.067 & -0.253 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Dy_{t-1} \\ Dhc_{3,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.059 & -0.007 & -0.665 \\ 1.778 & -0.196 & -19.964 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ hc_{3,t-1} \\ Constant \end{bmatrix}$$

[表 6] 顯示因果關係的檢定結果，經濟成長對次級教育或次級教育以上的人力資本皆有正面影響，但人力資本不存在成長效果；而高等教育人力資本與經濟成長之間有互為因果的關係，尤其是高等教育對經濟成長的影響最為顯著。

[表 6] 因果關係檢定

虛無假設	落後期數	F 統計值	結果
$y/\rightarrow hc_1$	1	F=5.09*	拒絕 $H_0$
$hc_1/\rightarrow y$		F=0.08	接受 $H_0$
$y/\rightarrow hc_2$	1	F=2.73*	拒絕 $H_0$
$hc_2/\rightarrow y$		F=7.48***	拒絕 $H_0$
$y/\rightarrow hc_3$	1	F=4.59**	拒絕 $H_0$
$hc_3/\rightarrow y$		F=0.48	接受 $H_0$

另外，我們從共積檢定結果可知人力資本與經濟成長存在長期穩定的共同成長趨勢，[表 7] 為考慮因果方向之長期關係方程式。<sup>20</sup> 由長期的關係可知高等教育人數增加七個百分點，可使長期產出增加 1%。

[表 7] 長期關係

變數名稱	共積個數	長期關係
$y$ 、 $hc_1$	1	$hc_1=15.932*y$
$y$ 、 $hc_2$	1	$y=-0.081+0.013*hc_2$
$y$ 、 $hc_3$	1	$hc_3=-101.887+9.072*y$

總結本文的重要結論，第一、外生檢定的結果發現，次等教育

<sup>20</sup> 長期關係為 (15) 式中的  $\beta$  值，本文皆通過檢定，即  $\beta$  為顯著異於零，且模型偏離均衡的調整速度  $\alpha$  為顯著之負值，故模型會向均衡收斂。

或次等教育以上的人力資本對經濟成長之影響不顯著，但高等教育的人力資本對經濟成長為顯著的正面影響，且具有外生的特性；第二、不同的人力資本代理變數與經濟成長之間可能存在不同的因果關係，且經濟成長對人力資本亦可能有反饋效果。以臺灣實證為例，經濟成長對次等教育或次等教育以上的人力資本有正面的影響，但不存在反向效果；而高等教育人力資本與經濟成長則互為因果關係。因此，過去僅以單向關係進行人力資本與經濟成長的研究，特別是採中等教育之人力資本做指標是值得質疑的；第三、人力資本與經濟成長之間存在長期而穩定的關係，且高等教育對經濟成長的影響最為顯著。

## 肆、結 論

自新成長理論崛起後，人力資本為解釋經濟成長的重要因素之一，過去學者僅針對人力資本對經濟成長的單向貢獻進行實證估計，而忽略了反饋效果。因此，本文希望藉助晚近發展的計量檢測方法，確實掌握變數間的長、短期互動關係。

本文根據 Engle、Hendry 與 Richard (1983) 定義之外生性，進行人力資本對經濟成長的外生性檢定，實證結果發現以高等教育作為人力資本代理變數解釋經濟成長較佳，且其對經濟成長具弱外生與超強外生特性，故高等教育發展具有政策推論意義。同時，以共積分析發現人力資本與經濟成長之間存在長期穩定的共同成長趨勢。因果關係檢定發現經濟成長對次級教育或次級教育以上的人力資本皆有單向正面的影響；而高等教育人力資本與經濟成長則存在互為因果的雙向關係，尤其是高等教育對經濟成長的單向影響最為顯著。

由台灣戰後 40 年的發展經驗，本文發現高等人力資本累積才是影響經濟成長的重要解釋變數。同時，過去跨國資料的實證研究大部份是以小學或中學教育程度做為人力資本指標從事成長迴歸分

析，此類研究，一方面因人力資本可能不具外生的特性，故恐有不當的政策推論之虞；同時忽略高等教育人力累積，也可能會低估人力資本對經濟成長的實際貢獻。

### 附錄一：資料基本統計特性

[附表 1] 變數基本統計量 (1952-1995 年)

變數名稱	最大值	最小值	平均數	標準差
產出成長率	1.0	13.0	8.0	2.8
勞動成長率	0.0	7.0	2.6	1.6
投資佔產出的比例	8.0	25.0	17.0	5.8
次等教育以上佔 15 歲人口比例	5.5	50.1	23.4	14.6
高等教育佔 15 歲人口比例	1.4	18.0	7.1	5.2
次等教育佔 15 歲人口比例	4.0	32.1	16.4	9.4
製造業產出相對於農業產出的比例	0.4	8.8	3.5	2.9
出口成長率	-29.0	31.0	13.3	11.0

## 參考資料

Barro, R.J.

- 1991 "Economic Growth in a Cross Section of Countries," *Quarterly Journal of Economics*, 106: 2, 407-443.

Barro, R.J., and J.W. Lee

- 1993 "International Comparisons of Educational Attainment," *Journal of Monetary Economics*, 32: 3, 363-394.

Bashir, A.H., and A.F. Darrat

- 1994 "Human Capital, Investment and Growth: Some Results from an Endogenous Growth Model," *Journal of Economics and Finance*, 18: 1, 67-80.

Becker, G.S.

- 1964 *Human Capital*, New York: National Bureau of Economic Research, Columbia University Press.

Benhabib, J., and M. M. Spiegel

- 1994 "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data," *Journal of Monetary Economics*, 34: 2, 143-173.

Benhabib, J., and R. Perli

- 1994 "Uniqueness and Indeterminacy: On the Dynamics of Endogenous Growth," *Journal of Economic Theory*, 63: 1, 113-142.

Bond, E.W., P. Wang, and C.K. Yip

- 1996 "A General Two-Sector Model of Endogenous Growth with Human and Physical Capital: Balanced Growth and Transitional Dynamics," *Journal of Economic Theory*, 68: 1, 149-173.

Caporale, G.M.

- 1996 "Testing for Superexogeneity of Wage Equations," *Applied Economics*, 28: 6, 663-672.

Chou, T.C.

- 1985 "The Pattern and Strategy of Industrialization in Taiwan: Specialization and Offsetting Policy," *Developing Economics*, 23: 2, 138-157.

Chuang, Yih-Chyi

- 1997 "Knowledge Spillover, Trade and Economic Growth," *Journal of International and Comparative Economics*, 5, 249-269.

Deininger, K.W.

- 1995 "Technical Change, Human Capital, and Spillovers in United States Agriculture 1949-1985," *Studies on Industrial Productivity*. New York and London.

Dickey, D.A., and W. Fuller

- 1979 "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74: 366, 427-431.

Engle, R.F.

- 1982 "A General Approach to Lagrange Multiplier Model Diagnostics," *Journal of Econometrics*, 20: 1, 83-104.

Engle, R.F., and C.W.J. Granger

- 1987 "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55: 2, 251-276.

Engle, R.F., D.F. Hendry, and J.F. Richard

- 1983 "Exogeneity," *Econometrica*, 51: 2, 277-304.

Engle, R.F., and D.F. Hendry

- 1993 "Testing Superexogeneity and Invariance in Regression Model,"  
*Journal of Econometrics*, 56: 1-2, 119-139.

Fischer, A.M.

- 1989 "Policy Regime Changes and Monetary Expectations: Testing for  
Super Exogeneity," *Journal of Monetary Economics*, 24: 3, 423-436.

Fischer, A.M.

- 1993 "Is Money Really Exogenous? Testing for Weak Exogeneity in  
Swiss Money Demand," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25:  
2, 248-258.

Granger, C.W.J., and P. Newbold

- 1974 "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 2:  
2, 111-120.

Grossman, G.M., and E. Helpman

- 1991 *Innovation and Growth in the Global Economy*, Cambridge MA, MIT  
Press.

Gould, D.M., and R.J. Ruffin

- 1995 "Human Capital, Trade, and Economic Growth,"  
*Weltwirtschaftliches Archiv*, 131: 3, 425-445.

Hansson, P., and H. Magnus

- 1994 "What Makes a Country Socially Capable of Catching Up?,"  
*Weltwirtschaftliches Archiv*, 130: 4, 760-783.

Hausman, J. A.

- 1978 "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, 46: 6, 1251-  
1271.

Hsiao, M.C.W.

- 1987 "Tests of Causality and Exogeneity between Exports and Economic Growth: The Case of Asian NICs," *Journal of Economic Development*, 12: 2, 143-159.

Hurn, A.S., and V.A. Muscatelli

- 1992 "Testing Superexogeneity: The Demand for Broad Money in the UK," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54: 4, 543-556.

Johansen, S.

- 1988 "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 2, 231-254.
- 1991 "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Caussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59: 6, 1551-1580.
- 1992 "Determination of the Cointegration Rank in the Precence of a Linear Trend," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 383-397.

Johansen, S., and K. Juselius

- 1990 "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 2, 169-210.

Johansen, S., and B. Nielsen

- 1993 "Asymptotics for Cointegration Rank Tests in the Presence of Intervention Dumies-Manual for the Simulation Program DISCO," Manuscript, Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen.

Kim, J.I., L.J. Lau, and J.S. Park

- 1996 "Intangible Capital and East Asian Economic Growth," Manuscript, Department of Economics, Stanford University.



Kwan, A.C.C. and B. Kwok

- 1995 "Exogeneity and the Export-Led Growth Hypothesis: The Case of China," *Southern Economic Journal*, 61: 4, 1158-1166.

Kwan, A. C.C., J.A. Cotsomitis, and B. Kwok,

- 1996 "Exports, Economic Growth and Exogeneity: Taiwan 1953-88," *Applied Economics*, 28: 4, 467-471.

Lee, D.W., and T. H. Lee

- 1995 "Human Capital and Economic Growth Tests Based on the International Evaluation of Educational Achievement," *Economics Letters*, 47: 2, 219-225.

Lee, M.L., B.C. Liu, and P. Wang

- 1994 "Education, Human Capital Enhancement and Economic Development: Comparison between Korea and Taiwan," *Economics of Education Review*, 13: 4, 275-288.

Lee, M.L., B.C. Liu, and P. Wang

- 1995 "Growth and Equity with Endogenous Human Capital: Taiwan's Economic Miracle Revisited," *Southern Economic Journal*, 61: 2, 435-444.

Levine, R., and D. Renelt

- 1992 "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regression" *American Economic Review*, 82:4, 942-963.

Lucas, R.E., Jr.

- 1976 "Econometric Policy Evaluation: A Critique," *Journal of Monetary Economics*, 1: 2, 19-46.

Lucas, R.E., Jr.

- 1988 "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, 22: 1, 3-42.

Mankiw, N.G., D. Romer, and D.N. Weil

- 1992 "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 107: 2, 407-437.

Mincer, J.

- 1996 "Economic Development, Growth of Human Capital, and the Dynamics of the Wage Structure," *Journal of Economic Growth*, 1: 1, 29-48.

Mino, K.

- 1996 "Analysis of a Two-Sector Model of Endogenous Growth with Capital Income Taxation," *International Economic Review*, 37: 1, 227-251.

Nolan, M.

- 1990 "Pacific Asian Developing Countries: Prospects for the Future," *Institute of International Economics*, Washington, DC.

Pantula, S.G.

- 1989 "Testing for Unit Roots in Time Series Data," *Econometric Theory*, 5, 256-271.

Pantula, S.G., F. Gonzalez, and W.A. Fuller

- 1994 "A Comparison of Unit Root Test Criteria," *Journal of Business and Economic Statistics*, 12: 4, 449-459

Phillips, P.C.B., and P. Perron

- 1988 "Testing for a Unit Root in Time Series Regressions," *Biometrika*, 65, 335-346.

Rebelo, S.

- 1991 "Long Run Policy Analysis and Long Run Growth," *Journal of Political Economy*, 99: 3, 500-521.

Romer, P.M.

- 1990 "Human Capital and Growth: Theory and Evidence," *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 32: 0, 251-286.

Sims, C.A.

- 1980 "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48: 1, 1-48.

Stokey, N.L.

- 1991 "The Volume and Composition of Trade between Rich and Poor Countries," *Review of Economic Studies*, 58: 1, 63-80.

Stokey, N.L.

- 1996 "Free Trade, Factor Returns, and Factor Accumulation," *Journal of Economic Growth*, 1: 4, 421-447.

Tallman, E.W., and P. Wang,

- 1994 "Human Capital and Endogenous Growth: Evidence from Taiwan," *Journal of Monetary Economics*, 34: 1, 101-124.

Tran-Nam B., C.N. Truong, and P.N. V. Tu

- 1995 "Human Capital and Economic Growth in an Overlapping Generations Model," *Journal of Economics*, 61: 2, 147-173.

Wang, P., and C.K. Yip

- 1995 "Macroeconomic Effects of Factor Taxation with Endogenous Human Capital Evolution: Theory and Evidence," *Southern Economic Journal*, 61: 3, 803-818.

White, H.

- 1980 "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity," *Econometrica*, 48: 4, 817-838.

Wu, D. M.

- 1973 "Alternative Tests of Independence between Stochastic Regressors

and Disturbances,” *Econometrica*, 41: 4, 733-750.

Xie, D.

1994 “Divergence in Economic Performance: Transitional Dynamics with Multiple Equilibria,” *Journal of Economic Theory*, 63: 1, 97-112.

Young, A.

1991 “Learning by Doing and the Dynamic Effects of International Trade,” *Quarterly Journal of Economics*, 106: 2, 369-405.

Yu, Tzong-Shian

1988 “The Role of the Government in Industrialization,” Proceedings of the Conference on Economic Development Experiences of Taiwan and Its New Role in An Emerging Asia-Pacific Area, Institute of Economics, Academia Sinica, 121-151.

# Exogeneity and Causality Tests of Human Capital Accumulation and Economic Growth: The Case of Taiwan

Yih-Chyi Chuang and Chen-Yeng Chao

## Abstract

Since the surge of endogenous growth theory in the mid 1980s, human capital has been identified as one of the engines of economic growth. However as a country develops, the increase in income will also affect the accumulation of human capital. This paper tests the exogeneity of human capital presumed in the empirical growth regression analysis and further examines the causal relationship between economic growth and human capital accumulation using data pertaining to Taiwan's real GDP and three measures of human capital over the period 1952-1995. We found that only human capital measured by higher education confirms the exogeneity assumption. The result of the causal analysis suggests that there has been a significant bi-directional relationship between higher education and economic growth and significant and positive Granger-causal relationship running from economic growth to secondary school education in Taiwan during the period 1952-1995.

**Key Words:** human capital; economic growth; exogeneity; cointegration; Granger causality.